

ли при прохождении газоздушного тракта; выявлено высокое содержание ряда ТМ в пыли цементного производства; показано концентрирование тяжелых металлов Cd, Pb и Zn в выбрасываемой в атмосферу пыли и выявлено обогащение высокодисперсных фракций пыли Cd и Pb; в составе цементной пыли выявлены определенные радионуклиды, представляющие опасность при ее использовании в качестве вяжущего и наполнителя в многокомпонентных бетонах. В целом результаты работы могут быть использованы для обеспечения экологического моделирования переноса и выпадения соединений тяжелых металлов и для разработки природоохранных мероприятий.

1.Паус К.Ф., Дуров В.В., Ломаченко В.А. и др. Определение ртути в цементе // Цемент. – 1999. – № 12. – С.17-18.

2.Коугия М.В. Цементное производство и тяжёлые металлы // Цемент. – 2000. – №3. – С.30-33.

3.Коугия М.В., Беляева В.И. Редкие элементы в материалах цементного производства // Цемент. – 1999. – № 1. – С.23-24.

4.Колбасов В.М., Леонов И.И., Сулименко Л.М. Технология вяжущих материалов. – М.: Стройиздат, 2001. – 432 с.

*Получено 17.11.2004*

УДК 624.042

**А.М.КАРЮК, В.А.ПАШИНСЬКИЙ**, д-р техн. наук

*Полтавський національний технічний університет ім. Юрія Кондратюка*

## **ТЕРИТОРІАЛЬНЕ РАЙОНУВАННЯ УКРАЇНИ ЗА СТАТИСТИЧНИМИ ХАРАКТЕРИСТИКАМИ ТЕМПЕРАТУРИ ПОВІТРЯ**

За даними 48 пунктів спостереження виконане територіальне районування України за статистичними характеристиками випадкового процесу середньодобової температури повітря.

Температура повітря є важливим фактором, що враховується при проектуванні будівель і споруд. Проблема полягає в тому, що чинні норми проектування [1, 2], які створювалися для великої території колишнього Союзу, є застарілими та недостатньо детальними. Нормами [1] територія України розділена на три райони за значеннями температурних впливів, а норми [2] встановлюють значення ряду характеристик температури лише для кожного 3-го міста України. Таке становище спричинює необхідність уточнення статистичних характеристик температури повітря для території України. При цьому доцільно базуватися на результатах останніх досліджень [3-5], де розроблена імовірнісна модель квазістаціонарного випадкового процесу, яка завдяки своїй універсальності дозволяє визначати різноманітні характеристики

температури, необхідні для розв'язання проектних задач теплотехніки і статистики конструкцій.

Метою даної роботи є створення методики та виконання територіального районування, котре забезпечить досить точне визначення статистичних характеристик температури повітря, необхідних для встановлення розрахункових значень і проектування будівель та споруд, для будь-якого населеного пункту України.

У роботах [3, 4] показано, що для подання середньодобової температури повітря у формі квазістаціонарного випадкового процесу досить задати річну функцію математичного сподівання, залежно від якої можна наближено визначати функції стандарту та коефіцієнта асиметрії. Розподіл ординати наближено описується нормальним законом розподілу, а більш точно – обґрунтованим у [5] змішаним розподілом Гумбеля-Гаусса. Значення ефективної частоти можна прийняти єдиним для всієї території України.

Для дослідження використані результати строкових вимірювань температури повітря на мережі з 485 пунктів спостереження, яка досить повно і рівномірно покриває територію України. 91% метеостанцій розташовані на рівнинній території, а 45 пунктів спостереження розміщені в Карпатських і Кримських горах на висоті понад 400 м над рівнем моря. На переважній більшості метеостанцій тривалість кліматичних рядів, що становить 10-60 років, забезпечує отримання достовірних значень статистичних характеристик.

Загальноприйнятим способом опису територіальної мінливості кліматичних параметрів є розроблення карт, які дозволяють узагальнити наявні дані й зробити їх зручними для практичного використання. Оскільки географічна карта дає змогу відобразити територіальну мінливість лише одного фактора, виникає проблема вибору способу узагальнення форми річних функцій математичного сподівання для різних метеостанцій. У роботі [3] ця задача була розв'язана наступним шляхом. Кожна з функцій  $M_k(t)$ , що відповідає  $k$ -й метеостанції, нормується шляхом ділення на своє середнє чи максимальне значення  $m_k$ . Близькість нормованих функцій дозволяє осереднити їх по всій території, отримавши узагальнену нормовану функцію математичного сподівання  $M_0(t)$ ,

$$M_0(t) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left[ \frac{M_k(t)}{m_k} \right]. \quad (1)$$

Апроксимувавши (1) зручною аналітичною залежністю та склавши карту територіального районування значень  $m_k$ , можна визначити

функцію математичного сподівання для довільного географічного району за формулою

$$M(t) = m \times M_0(t), \quad (2)$$

де  $m$  – характеристичне значення з карти районування.

Можливість використання описаної процедури для територіального районування функцій математичного сподівання температури повітря перевірена за даними 485 пунктів спостереження України. Результат показав, що узагальнення за формулою (1) не дає досить точних результатів. Більш обґрунтованим є віднімання середньорічних температур від функцій  $M_k(t)$  для кожної метеостанції. При цьому узагальнена нормована функція математичного сподівання обчислюється за формулою

$$M_0(t) = \frac{1}{N_{\Sigma}} \sum_{k=1}^N [M_k(t) - m_k] \times N_k, \quad (3)$$

де  $m_k$  – середньорічна температура повітря на  $k$ -й метеостанції;  $N_k$  –

кількість років спостереження на  $k$ -й метеостанції;  $N_{\Sigma} = \sum_{k=1}^N N_k$  –

сумарна кількість років спостереження на всіх метеостанціях.

Використання формули (3) дозволяє отримати узагальнену нормовану функцію математичного сподівання температури повітря  $M_0(t)$  з урахуванням достовірності даних кожної метеостанції, що характеризується тривалістю спостережень  $N_k$ . Результат узагальнення за формулою (3) річних функцій математичного сподівання температури повітря, обчислених за результатами строкових спостережень на 485 метеостанціях України, наведено в табл.1.

Узагальнена функція  $M_0(t)$  має синусоїдний характер і добре описується рядом Фур'є з однією парою коефіцієнтів

$$M_0(t) = m + a \cos(0,01745 t) + b \sin(0,01745 t), \quad (4)$$

де  $m$ ,  $a$ ,  $b$  – коефіцієнти, що визначаються методом найменших квадратів;  $t$  – час у днях від 1 січня (по 30 днів у місяці); коефіцієнт  $0,01745 = 2\pi/360$  визначено для тривалості року 360 днів.

З таблиці видно, що при коефіцієнтах  $m=0$ ,  $a = -11,86$ ,  $b = -3,82$  похибка апроксимації функцією (3) не перевищує  $0,8^\circ\text{C}$ . Перехід від узагальненої нормованої функції (4) до реальної функції математичного сподівання квазістаціонарного випадкового процесу температури повітря на конкретній метеостанції здійснюється шляхом додавання до

(4) середньорічної температури  $M_P$  на цій метеостанції

$$M(t) = M_P + M_0(t) = M_P - 11,86 \cos(0,01745 t) - 3,82 \sin(0,01745 t). \quad (5)$$

Таблиця 1 – Узагальнені функції математичного сподівання температури повітря

Місяці року	Час від початку року $t$ , дні	$M_0(t)$ , обчислена за (3)	Апроксимація функцією (4)	Похибки апроксимації $\Delta$ , °C
Січень	15	-12,28	-12,44	-0,16
Лютий	45	-11,79	-11,09	0,70
Березень	75	-7,16	-6,76	0,40
Квітень	105	-0,12	-0,62	-0,50
Травень	135	6,46	5,68	-0,78
Червень	165	9,94	10,46	0,52
Липень	195	12,13	12,44	0,31
Серпень	225	11,39	11,09	-0,30
Вересень	255	6,52	6,77	0,25
Жовтень	285	0,59	0,63	0,04
Листопад	315	-5,60	-5,67	-0,07
Грудень	345	-10,08	-10,46	-0,38

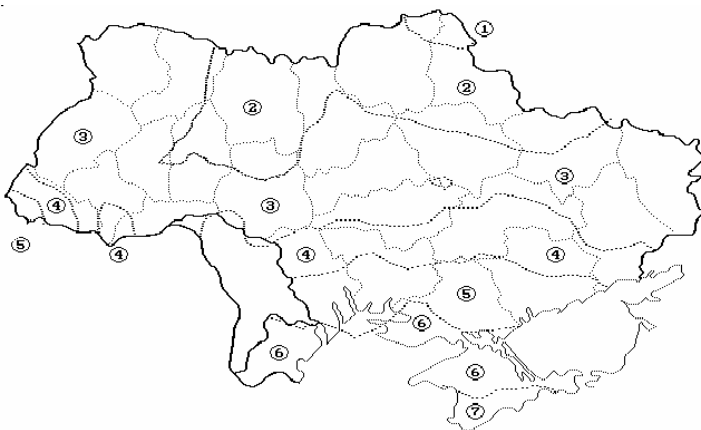
Імовірні похибки середньомісячних температур від заміни фактичних функцій математичного сподівання  $M(t)$  узагальненими апроксимаціями  $M_0(t)$  (5) визначені шляхом статистичного оброблення відхилень  $\Delta = M(t) - M_P - M_0(t)$ . Для 95% метеостанцій похибки від узагальнення функцій математичного сподівання не перевищують 2,1°C.

Згідно з прийнятою методикою узагальнення та формулою (5), річна амплітуда температури повітря на всій території України дорівнює 24,88°C, а середні температури найхолоднішого  $M_1$  і найтеплішого  $M_7$  місяців року дорівнюють  $M_1 = M_P - 12,44$  °C;  $M_7 = M_P + 12,44$  °C.

Необхідне для обчислення статистичних характеристик середньорічне значення температури повітря  $M_P$  визначається з карти територіального районування України, наведеної на рисунку. Карта характеризує температурний режим рівнинної території України, а температура повітря в гірській місцевості з висотою над рівнем моря понад 500 м знижується на 6 °C при збільшенні висоти на 1 км.

Ця карта складена за методикою і програмою, розробленими в [3]. Вихідними даними для побудови карти є координати всіх 440 рівнинних метеостанцій, кількість років спостереження, а також відповідні значення середньорічної температури повітря. Програма обчислює функцію математичного сподівання випадкового поля середньорічної

температури повітря шляхом згладжування даних на вузли прямокутної сітки, після чого з урахуванням стандарту цього поля та необхідної забезпеченості районування визначає його верхню межу. Лінії рівня, проведені програмою по встановленій таким чином верхній межі поля середньорічних температур повітря, є шуканими межами територіальних районів. Використаний алгоритм дозволяє оптимально вибрати крок градації територіальних районів і провести їх географічні межі із заданою забезпеченістю, що гарантує незначну ймовірність віднесення метеостанції до “нижчого” територіального району.



Територіальне районування України за середньорічною температурою повітря

Враховуючи необхідність нормування розрахункових значень температури як найтеплішого, так і найхолоднішого місяців року, наведена на рисунку карта районування за середньорічними температурами повітря розроблена для забезпеченості 0,5. На карті виділено сім територіальних районів із значеннями середньорічної температури повітря в межах, указаних у табл.2.

Таблиця 2 – Районні значення середньорічної температури повітря

Райони	1	2	3	4	5	6	7
Мр, °С	5–6	6–7	7–8	8–9	9–10	10–11	11–12

Залежності стандарту і коефіцієнта асиметрії середньодобової температури повітря від математичного сподівання, виявлені в [4], підтверджені на більшому обсязі статистичних даних. Зменшення стандарту із зростанням математичного сподівання відображає більшу мінливість зимових температур порівняно з літніми. Коефіцієнт асиме-

трії при збільшенні математичного сподівання зростає у середньому від  $A = -1$  до 0. Це означає, що розподіли літніх температур близькі до нормального, а в зимові місяці мають виражену лівосторонню асиметрію. Отримані залежності описуються нелінійним характером і можуть бути апроксимовані алгебраїчними поліномами третього степеня або експоненціальними виразами:

$$S = 5,31 - 0,15 M + 0,0075 M^2 - 0,00024 M^3 = 5,5 e^{-0,26 M}; \quad (6)$$

$$A = -0,36 + 0,045 M - 0,002 M^2 + 0,00003 M^3 = -0,3 e^{-0,1 M}, \quad (7)$$

де  $M, S, A$  – значення числових характеристик середньодобової температури повітря на вибраній метеостанції в один і той же момент часу.

Апроксимуючі залежності (6), (7) дозволяють наближено отримувати функції стандарту  $S(t)$  і коефіцієнта асиметрії  $A(t)$  квазістаціонарного випадкового процесу середньодобової температури повітря через визначену за формулою (5) функцію математичного сподівання  $M(t)$ .

Для всієї території України ефективну частоту випадкового процесу середньодобової температури повітря можна вважати рівною  $\omega = 0,6$  1/добу, а нормовану кореляційну функцію приймати рівною  $R(\tau) = \exp(-\tau/3)$ .

Виконані дослідження дозволили зробити такі висновки:

1. Розроблена карта територіального районування України дає змогу досить точно визначати середньорічні температури повітря для довільного географічного району, включаючи гірські місцевості Криму і Карпат.

2. Функції математичного сподівання, стандарту та коефіцієнта асиметрії квазістаціонарного випадкового процесу середньодобової температури повітря досить точно виражені через середньорічне значення температури.

3. Користуючись запропонованими видами закону розподілу ординати, відомим значенням ефективної частоти та наведеними даними, можна вичерпно охарактеризувати квазістаціонарний випадковий процес середньодобової температури повітря у довільному географічному районі України.

4. Отримані статистичні характеристики доцільно використовувати як для розрахунків надійності несучих та огорожуючих будівельних конструкцій, так і для нормування необхідних розрахункових значень температури повітря.

1. СНиП 2.01.07-85. Нагрузки и воздействия. – М.: ЦИТП Госстроя СССР, 1988. – 36 с.
2. СНиП 2.01.01-82. Строительная климатология и геофизика. – М.: Стройиздат, 1983. – 136 с.
3. Пашинський В.А. Атмосферні навантаження на будівельні конструкції на території України. – К.: УкрНДІпроектстальконструкція, 1999. – 185 с.
4. Карюк А.М., Пашинський В.А. Методика обчислення розрахункових значень температури повітря за імовірнісного моделлю випадкового процесу // Збірник наукових праць. Вип.13. – Полтава: ПолтНТУ, 2003. – С.24-27.
5. Карюк А.М., Пашинський В.А. Розподіл середньодобової температури повітря на території України // Збірник наукових праць. Вип.11. – Полтава: ПолтНТУ, 2003. – С.66-72.

*Отримано 12.11.2004*

---

## **КОММУНАЛЬНОЕ ХОЗЯЙСТВО**

---

УДК 628.15

О.А.ТКАЧУК, канд. техн. наук

*Національний університет водного господарства і природокористування, м.Рівне*

### **ВПЛИВ ЗМІН ОСНОВНИХ ПАРАМЕТРІВ НА ЕКОНОМІЧНО ВИГІДНІ ДІАМЕТРИ ВОДОВОДІВ І ВОДОПРОВІДНИХ МЕРЕЖ**

Розглядаються особливості визначення економічно вигідних діаметрів водоводів і водопровідних мереж в сучасних умовах. Отримано математичну модель і аналітичний вираз формули для їх розрахунків, проведено аналіз впливу основних змінних параметрів на величини діаметрів водопровідних труб.

Водоводи і водопровідні мережі є основною складовою частиною систем подачі та розподілу води, становлять до 80% їх вартості, розташовані по всій території об'єктів водопостачання – населених пунктів, характеризуються конструктивною складністю, динамічністю стану та недосконалістю роботи в сучасних умовах. Тому при їх реконструкції важливим є визначення економічно обґрунтованих діаметрів водопровідних ліній і схем влаштування водопровідних мереж у цілому.

Теорія техніко-економічних розрахунків водоводів і водопровідних мереж розвивається з 40-х років минулого століття і започаткована в роботах Л.Ф.Мошніна, М.М.Абрамова, В.Г.Ільїна, П.Д.Хоружого [1, 2] та ін. Незважаючи на вивчення питання, у зв'язку з новими особливостями роботи систем водопостачання в сучасних умовах та неточністю одних і громіздкістю інших методів розрахунків, вони потребують уточнень. Це, зокрема, стосується оцінки капіталовкладень у ринкових